



FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS
Y EMPRESARIALES

Evidencia empírica de endogeneidad monetaria en España (1980-2012)

Luis Cárdenas del Rey

Working Papers / Documentos de Trabajo. ISSN: 2255-5471

DT CCEE-1310 Diciembre 2013

<http://eprints.ucm.es/24092/>



ENDOGENOUS MONEY. AN EMPIRICAL ANALYSIS FROM SPAIN (1980-2012)

Abstract:

This paper deals with the monetary endogeneity hypothesis in the Spanish economy during the period 1980-2012 from a Kaleckian approach. Evidence of fluctuations and cyclical fluctuations of monetary aggregates and the volume of bank credit is provided, along with cointegration and causality between variables. Furthermore, as the results of the rate of change is inconclusive Vector Autoregressive model (VAR) in order to estimate the behavior of the variables M3 and credits during the period 1998 to 2012 is developed. Therefore, this research is a renewal of the estimates to date for the Spanish economy.

Keywords: Endogenous money, Granger causality test, VAR.

EVIDENCIA EMPIRICA DE ENDOGENEIDAD MONETARIA EN ESPAÑA (1980-2012)

Resumen:

En este trabajo se contrasta la hipótesis de endogeneidad monetaria en la economía española durante el período 1980-2012 desde un enfoque kaleckiano. Se aporta evidencia de las fluctuaciones y oscilaciones cíclicas de los agregados monetarios y el volumen de crédito bancario, junto con las relaciones de cointegración y de causalidad existentes entre las variables. Además, como los resultados de la tasa de variación no son concluyentes se desarrolla un modelo de Vectores Autorregresivos (VAR) con objeto de estimar el comportamiento de las variables M3 y créditos durante el período 1998-2012. Por lo tanto, esta investigación supone una renovación de las estimaciones realizadas hasta la fecha para la economía española.

Palabras clave: Endogeneidad monetaria, Causalidad de Granger, VAR.

Materia: Moneda

JEL: E41, E47, E51

Luis Cárdenas del Rey

Departamento de Economía Aplicada,
Universidad Complutense de Madrid
(UCM)
Email: luiscard@ucm.es

Diciembre 2013 (fecha de recepción)

Este trabajo ha sido editado por la Biblioteca de la Facultad de CC Económicas y Empresariales de la UCM, de acuerdo con los requisitos de edición que figuran en la [Web institucional](#). Las opiniones expresadas en este documento son de exclusiva responsabilidad de los autores.

"The kind of monetary neutrality shown in this figure needs to be a central feature of any monetary or macroeconomic theory that claims empirical seriousness".

Lucas Jr, R. E. (1996). Nobel lecture

"Hay algunas cosas que son tan serias que solo podemos bromear con ellas".

Niels Bohr¹

¹ . Físico Danés

1. Introducción

En este trabajo se contrasta la hipótesis de endogeneidad monetaria en la economía española durante el período 1980-2012 desde un enfoque kaleckiano. Se aporta evidencia de las fluctuaciones y oscilaciones cíclicas de los agregados monetarios y el volumen de crédito bancario, junto con las relaciones de cointegración y de causalidad existentes. Además, se desarrolla un Modelo de Vectores Autorregresivos (VAR) con objeto de estimar el comportamiento de las variables durante el período 1998-2012.

1.1 Hipótesis:

- 1.- En el corto plazo, las fluctuaciones de los agregados monetarios mantienen una fuerte relación con la evolución del sector financiero, y en concreto con el volumen de crédito.
- 2.- Existen relaciones de cointegración entre las variables, por lo tanto, comparten una tendencia común y una relación de largo plazo
- 3.- Si existe cointegración, debe producirse una relación de causalidad, para contrastar la endogeneidad de la oferta monetaria se espera que al menos exista una causalidad en el sentido de Granger desde los préstamos hacia la masa monetaria.
- 4.- Se mantiene una fuerte vinculación entre el dinero en sentido laxo y el volumen de créditos del sector financiero a otros sectores residentes desde la entrada de España (1998-2012) en la Unión Monetaria Europea (UME). Se postula, además, que aumento por parte de los créditos debe estimular la masa monetaria, y que los créditos explican en gran medida el comportamiento del dinero.

1.2 Fundamentos teóricos

Habitualmente se considera que el dinero se encuentra exógenamente determinado, o al menos, es fácilmente manejable, esta línea de pensamiento es coherente con la corriente principal en las últimas décadas denominada como el «Nuevo Consenso Macroeconómico», (New Consensus View o NCM) que mantiene la percepción de los economistas clásicos y la teoría cuantitativa del dinero, de tal forma que se sostiene una definición funcional del dinero, como recoge Paul Davidson [1972, 101]:

"Money," Hicks has declared, "is defined by its functions, money is what money does," Harrod notes that "Money is a social phenomenon, and many of its current features depend on what people think it is or ought to be. " Money," Scitovsky adds, " is a difficult concept to define, partly because it fulfils not one but three functions, each of them providing a criterion of moneyness (...) those of a unit of account, a medium of exchange, and a store of value".

Por el contrario, en este trabajo se sigue un enfoque monetario endógeno que define el dinero como una institución social que desarrolla las funciones de depósito de valor, instrumento de intercambio y unidad de cuenta, pero que se sustenta sobre los axiomas de Davidson [1972, 104]: (1) No neutralidad monetaria (efecto tanto a corto como a largo plazo), (2) incertidumbre no ergódica (no se le puede asignar una distribución probabilística) en aspectos importantes, y (3) negación del axioma de sustitución bruta, debido a la baja (o prácticamente nula) elasticidad de sustitución del dinero respecto otros bienes.

Además, existe una causalidad desde la producción y los precios a la masa monetaria; de tal forma que se determina el concepto de «economía monetaria de producción», i. e., el dinero se encuentra intrínsecamente determinado en el proceso de producción capitalista, de tal forma, que la oferta monetaria se determina de forma interna por la demanda pecuniaria a través del crédito.

Esta teoría, se engloba dentro de la tradición keynesiana del *Tract on Monetary Reform* (1922-1923), y del *Treatise on money* (1930). Donde se afirma que las instituciones de crédito se comportan de tal forma que procuran la cantidad demandada; por ello, no se pueden controlar los agregados monetarios, sólo el tipo de interés al que oferta el banco central en las subastas.

Aunque sus orígenes pueden encontrarse en los debates entre la *Currency School* y la *Banking School*, siendo esta última escuela, que contaba entre otros autores con Thomas Tooke o John Stuart Mill, la que defendía la endogeneidad frente a la *Currency* de David Ricardo que sostenía la teoría cuantitativa con una concepción exógena de la masa monetaria como determinante de la inflación. Según Martín (2008) el pensamiento sobre la cuestión pecuniaria de Marx transita de una etapa inicial o de juventud en la que acepta la teoría de Ricardo a ser un defensor del enfoque endógeno y de los trabajos de Thomas Tooke.

La endogeneidad monetaria es una de las principales aportaciones del pensamiento postkeynesiano, como escuela heredera del pensamiento de John Maynard Keynes frente a la síntesis neoclásica; aunque como se ha señalado no es exclusiva de la tradición keynesiana pues también se encuentra en el pensamiento marxista. En cualquier caso han sido los autores postkeynesianos los que la han desarrollado en mayor profundidad siendo a su vez fuente de una de las principales polémicas dentro de esta escuela, especialmente entre los «horizontalistas» y los «estructuralistas». Aunque existen otras corrientes como la escuela francesa e italiana del circuito o los neo-chartalistas, el debate se ha centrado entre los horizontalistas como Moore (1983) y los estructuralistas como Pollin (1991), las que acaparan una mayor atención son los dos primeros enfoques mencionados.

Como resume Lavoie (2011), las principales diferencias entre ambas corrientes son que los horizontalistas sostienen: a) los tipos de interés están exógenamente determinados por los bancos centrales a corto plazo; b) las curvas de oferta monetaria y de créditos son horizontales, i.e., son infinitamente elásticas; c) la restricción de las reservas bancarias por parte de los bancos centrales no es significativa, además, la oferta monetaria no puede ser excesiva. Mientras que los estructuralistas consideran que: a) los tipos de interés están determinados de forma intrínseca a corto plazo; b) la curva de oferta monetaria es creciente, es decir, muy elástica pero no completamente horizontal; c) la oferta bancaria de crédito depende de múltiples factores como la innovación financiera y la restricción crediticia; además es posible que exista un exceso si los hogares no desean mantener los depósitos que son consecuencia de los créditos.

Según Sawyer (2001, 488), el pensamiento monetario de Michal Kalecki se sitúa más próximo al enfoque estructuralista:

«Thus an important aspect of any Kaleckian analysis of interest rates must be the influence of monetary and financial factors on interest rates, rather than any notion of the demand for and supply of loanable funds determining interest rates».

En cualquier caso, la teoría monetaria kaleckiana presenta una serie de puntos diferenciadores que como resume Sawyer (2001, 505):

- 1.- Los préstamos tienen que ser proporcionados por el sistema bancario a las empresas, si sus decisiones de inversión previstas se realizan correctamente, se genera un aumento inmediato en el stock monetario.
- 2.- La cantidad de dinero depende de la voluntad del público no bancario para mantener (la demanda de) el dinero.

- 3.- El stock de dinero también depende de las decisiones y acciones del sistema bancario.
- 4.- Los préstamos se conceden sujetos a la teoría del riesgo creciente.
- 5.- Un cambio en la demanda de préstamos genera un cambio en el balance de los bancos con los consiguientes efectos sobre la estructura de los tipos de interés.
- 6.- Se hace una distinción entre el dinero como medio de intercambio (*stricto sensu*) y dinero como depósito de valor (*lato sensu*), con diferentes tipos de fondos que cumplen esa función.

Según esta formulación propuesta por Kalecki, se diferencia entre el dinero en sentido estricto (*stricto sensu*), es decir, aquel que realiza la función de medio de intercambio, que por su semejanza consideraremos como el *narrow money*, M1, y del dinero (*lato sensu*) que se utiliza como depósito de valor o reserva de riqueza, para representar esta variable se utilizará el *broad money*, i.e., el agregado M3, al ser el más próximo a esta definición.

En este trabajo se aborda la cuestión sobre la direccionalidad de la oferta monetaria, i.e., la dirección de la causalidad entre la masa monetaria y el volumen crediticio. Primero, es necesario precisar que la correlación no implica causalidad (Granger y Newbold, 1974), aunque se ha aplicado el test de causalidad (Granger, 1969) habitualmente en la mayoría de estudios, baste señalar a Sims (1972) como defensor de la exogeneidad monetaria y Moore (1983) en sentido inverso¹, que en la expresión de Lavoie (1984), «*Loans create Deposits and Deposits makes Reserves*»

Son especialmente significativos los resultados de cointegración para M1, con y sin constante. Se concluye la cointegración entre las series, de forma similar a lo obtenido por Olivera Herrera, Rodríguez Fuentes y Padrón Marrero (2004), no así por Palacio-Vera, A. (2001), donde la cointegración no era posible entre varias series y era necesario diferenciar.

2. Datos y período muestral

Es necesario mencionar la clasificación de los agregados monetarios que realiza el Banco Central Europeo (ECB), que consiste en distinguir el dinero en sentido estricto (M1) que incluye el dinero líquido o los saldos que de inmediato se pueden convertir en efectivo.

Tabla 1: Definición de los agregados monetarios (Eurozona)

Pasivos	M1	M2	M3
- Efectivo en circulación	X	X	X
- Depósitos a la vista	X	X	X
- Depósitos con un plazo de hasta 2 años		X	X
- Depósitos disponibles con preaviso de hasta 3 meses		X	X
- Acuerdos de recompra			X
- Fondo del mercado monetario (FMM)			X
- Títulos de deuda con un plazo de hasta 2 años			X

Fuente: Banco Central Europeo

1. De hecho, consideran distintas variables explicativas, Sims utiliza el Producto Nacional Bruto (GNP) considerando la oferta monetaria exógena y Moore los créditos del sector financiero que como determinantes.

El dinero "intermedio" (M2) consta de dinero en sentido estricto (M1) y, además, los depósitos a plazo de hasta dos años y depósitos disponibles con un preaviso de hasta tres meses. La definición de M2 refleja el interés particular en el análisis de un agregado que, además de la moneda, consiste en depósitos que son líquidos.

Además, el dinero en sentido amplio (M3) incluye los instrumentos M2 y activos negociables emitidos por las Instituciones Financieras y Monetarias (IFM), es decir, algunos instrumentos del mercado monetario, en particular, el fondo de mercado monetario (FMM), acciones/participaciones y acuerdos de recompra. El alto grado de certidumbre de liquidez y precio hacen de estos instrumentos sustitutos próximos de los depósitos. Como resultado de su inclusión, M3 está menos afectado por la sustitución entre las distintas categorías de activos con definiciones más restrictivas de dinero, y es por lo tanto más estable. Un resumen de las variables que incluyen cada agregado puede verse en la Tabla 1.

Por último, es necesario concretar los datos utilizados en este trabajo; su lapso temporal abarca el período de 1980 a 2012 de la economía española, los principales agregados monetarios han sido obtenidos de la base de datos trimestral, REMSDB, facilitados por el Ministerio de Economía; para los préstamos se han utilizado los datos del Banco de España, concretamente, los créditos del sector financiero a otras entidades residentes.

El análisis exploratorio de datos (Tabla 2) muestra que las tasas de variación interanuales del todo el tramo (1980-2012) son claramente positivas, los créditos y el agregado M1 muestran de hecho una tasa de variación prácticamente idéntica, un 10,7% y un 10,8% respectivamente, y muy semejante a la variable M3 aunque esta es de un 8,8%; por el contrario en términos de volatilidad los créditos están más próximos a la M3 (5,1% y 6,7% respectivamente).

Tabla 2: Dinámica de las variables

Variable	1980-1990		1990-2000		2000-2012		1980-2012	
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
- Agregado M1 (m1)	0,121	0,045	0,096	0,067	0,109	0,163	0,108	0,111
- Agregado M3 (m3)	0,132	0,018	0,070	0,035	0,070	0,060	0,088	0,051
- Créditos (loans)	0,127	0,046	0,091	0,046	0,104	0,089	0,107	0,067
- Ciclo M1 (hp_m1)	-0,006	0,026	0,007	0,046	-0,001	0,107	0,000	0,072
- Ciclo M3 (hp_m3)	-0,003	0,012	0,002	0,022	0,000	0,036	0,000	0,026
- Ciclo Créd. (hp_loans)	-0,003	0,038	0,003	0,032	0,000	0,048	0,000	0,040

Nota: (1) Media y (2) Desviación típica de la Tasa de Variación Interanual de los datos en logaritmos y del resultado del filtro Hodrick-Prescott con un lambda de 1600, definiendo ciclos como desviaciones respecto a la tendencia estimada.

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos descritos en el texto. 2013

Desagregando el análisis por décadas, se observa que el mayor crecimiento en términos de tasas de variación medias se produjo en la década de los ochenta (1980-90), reduciéndose significativamente todas las variables, especialmente en el caso de la M3 que pasa de un crecimiento del 13,2% a un 7%, la alta volatilidad relativa de ese período respecto al anterior junto con una reducción de las tasas de variación indica que fue una década de ajuste de la economía monetaria española. La última década (ampliada hasta el 2012 con objeto de incluir la crisis financiera y la situación económica), muestra una recuperación de los incrementos de la masa monetaria en sentido estricto y los créditos (tasas del 10%) y un estancamiento de la M3 en el 7%.

Respecto al aumento de la volatilidad en este período, que es superior a cualquier otro lapso temporal considerado, se puede explicar en gran medida por la crisis financiera y la actuación del Banco Central, de tal forma que tanto la volatilidad de los agregados monetarios como de los créditos son muy superiores a los otros períodos, siendo la M1 la que sufre una variación mayor al ser la más fácilmente influenciada por parte del Banco Central.

En relación al comportamiento de las variables filtradas por Hodrick-Prescott, se observan comportamientos notablemente diferentes, en la década de los ochenta las variaciones cíclicas fueron negativas, mientras que en los períodos siguientes fueron positivas y próximas a cero. En términos de volatilidad, los resultados son similares a los anteriores, la M1 y los créditos muestran una volatilidad mayor que la M3, como se expuso anteriormente es un resultado coherente pues la M3 se compone de un mayor número de variables, y por lo tanto, es más estable.

La tabla anterior muestra pautas de comportamiento muy similares entre las variables consideradas, para medir el grado de correlación se ha optado por comparar la correlación cruzada sobre los créditos por parte de los agregados monetarios. Esta estimación puede verse en la Tabla 3, donde se observa una alta correlación en términos de tasas de variación, siendo una décima mayor en el caso de la M1 en comparación con la M3, siendo además sus dinámicas contrarias, i.e., la M1 está más correlacionada con los términos retardados y la M3 con los futuros. De igual forma, la volatilidad relativa de la M1 es muy superior al de la M3, como se comprobó previamente.

Aunque las correlaciones cíclicas muestran una menor vinculación que las tasas de variación, estas son también bastante altas y significativas en todos los casos con la excepción del segundo retardo de la M3.

Tabla 3: Descripción de las variables y correlaciones simples (1980-2012)

Variable	Volatilidad	Volatilidad Relativa	Correlación Cruzada sobre				
			X_{t+2}	X_{t+1}	X_t	X_{t-1}	X_{t-2}
- Créditos dl_(loans)	0,0673	1,00	0,8897	0,9531	1,00	0,9531	0,8897
- Agregado M1 (dl_m1)	0,1112	1,6523	0,5500	0,6140	0,6609	0,6751	0,6651
- Agregado M3 (dl_m3)	0,0512	0,7608	0,5469	0,5252	0,0000	0,4206	0,3532
- Ciclo Créd, (hp_loans)	0,0403	1,00	0,8652	0,9454	1,00	0,9454	0,8652
- Ciclo M1 (hp_m1)	0,0721	1,7890	0,4818	0,5737	0,6378	0,6773	0,6810
- Ciclo M3 (hp_m3)	0,0259	0,6428	0,4336	0,3617	0,2833	0,1669	0,0661

Nota: Propiedades de los segundos momentos, los datos están en logaritmos, en diferencias estacionales y filtrados por HP. todas las correlaciones son significativas, excepto el segundo retardo de los ciclos de M3 respecto a los créditos. Para medir la volatilidad se ha utilizado la desviación típica.

Fuente: Íbidem

El análisis con series temporales exige un tratamiento cuidadoso para no incurrir en regresiones espurias, provocadas principalmente por la existencia de raíces unitarias en las series, para contrastar la existencia de estas raíces se realizan los test de Dick-Fuller Aumentado (ADF) y el test de KPSS (*Kwiatkowski, Phillips, Schmidt y Shin*)².

2. Cuyo estadístico de contraste es $\eta = \frac{\sum_{i=1}^{T-1} S_i^2}{T^2 \hat{\sigma}^2}$

$$\Delta Y_t = \gamma_0 + \gamma_1 t + \delta Y_{t-1} + \delta_1 \Delta Y_{t-1} + \dots + \delta_i \Delta Y_{t-i} + u_t \quad [1]$$

Los resultados obtenidos se pueden comprobar en la Tabla 4, se confirma que las series son estacionarias en primeras diferencias

Tabla 4: Contraste de Raíz Unitaria

Variable	Dickey-Fuller Aumentado		KPSS			
	Const. y Tendencia	Const. y Tend. Cuadrática	Estadístico	Valores Críticos		
				10%	5%	1%
- Agregado M1 (m1)	0,275	0,624	2,661	0,349	0,465	0,736
- Primera dif. (Δ m1)	0,047	0,088	0,083	0,120	0,148	0,216
- Agregado M3 (m3)	0,993	0,815	0,435	0,120	0,148	0,216
- Primera dif. (Δ m3)	0,030	0,994	0,140	0,120	0,148	0,216
- Créditos (loans)	0,769	0,331	0,221	0,120	0,148	0,216
- Primera dif.(Δ loans)	0,064	0,201	0,258	0,349	0,465	0,736

Nota: Se muestran los resultados del Test de Dickey-Fuller Ampliado (ADF) y del KPSS (*Kwiatkowski, Phillips, Schmidt y Shin*). La hipótesis nula en el primer caso es existencia de raíz unitaria, en el KPSS la hipótesis nula es que la serie es $I(0)$, frente a la alternativa de que es $I(1)$. En la estimación del ADF se han seleccionado el número de retardos mediante un criterio basado en la eliminación de retardos no significativos partiendo de un máximo de 12; en el KPSS se han establecido 4 retardos en todos los casos, se muestra el resultado más próximo al rechazo (con o sin tendencia)

Fuente: *Íbidem*

Una vez contrastadas que las series son $I(1)$, utilizando el método de Johansen, se puede estimar si las series son cointegradas, ello validaría los resultados anteriores y permitiría la utilización de las variables en niveles en el test de causalidad de Granger.

Para resolver el problema de presencia de raíz unitaria en las variables se pueden seguir varios procedimientos, como utilizar las series en diferencias que que siguen un proceso estacionario. En este trabajo se opta por seguir la metodología propuesta por Johansen (1988) y Johansen y Juselius (1990), que se basa en la estimación por el procedimiento de Máxima Verosimilitud del VAR en su forma de modelo de corrección de error (VECM):

$$\Delta y_t = \gamma + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma \Delta y_{t-i} + \Pi y_{t-p} + u_t \quad [2]$$

Donde la matriz Π , se puede descomponer en la velocidad de convergencia a la relación de largo plazo o coeficiente de ajuste (α) y una matriz (β) que va a representar esos coeficientes de largo plazo, además se pueden añadir variables deterministas (γ) en función de las necesidades de especificación.

La propuesta de Johansen consiste en determinar el rango de la matriz Π , siendo r el número de vectores linealmente independientes, si el rango es idéntico al número de variables (n) es que todas las series son directamente integradas de orden cero $I(0)$. Si se encuentra entre cero y el número de variables, entonces, existen vectores de cointegración, por el contrario si es cero las series no están cointegradas.

Con el objeto de obtener el rango de la matriz Π , se realizan dos tipos de test, el test de la traza y el test del valor propio o autovalor. A la vista de los resultados de la Tabla 5, se puede afirmar que las series de préstamos y dinero stricto sensu, y de forma análoga préstamos y dinero lato sensu, están cointegradas, pues existe al menos una relación de cointegración entre las variables

Tabla 5: Test de Johansen de Cointegración

Rango	Test de la Traza			Test del Autovalor		
	Estadístico	Valor crítico	P-Valor	Estadístico	Valor crítico	P-Valor
M1- Loans						
Ninguno	26,737	18,398	0,003	23,962	17,148	0,004
- $r \geq 1$	2,775	3,841	0,096	2,775	3,841	0,096
M3- Loans						
Ninguno	17,814	15,495	0,022	15,456	14,265	0,032
- $r \geq 1$	2,358	3,841	0,125	2,358	3,841	0,125

Nota: El valor crítico se ha estimado para un 5% de significatividad, se ha añadido un retardo y las variables deterministas de tendencia cuadrática y constante en el caso de M1, y tendencia lineal y constante en el caso de M3. Ambos test indican que en los dos casos existe al menos una relación de cointegración.

Fuente: Ibídem

3. Estimación de causalidad

El concepto de causación no esta exento de problemas, en la actualidad se considera que la causalidad lineal se caracteriza principalmente porque no dos variables no se pueden causar simultáneamente ni de forma instantánea, asimismo ninguna variable puede ser causa y efecto al mismo tiempo, por último el pasado causa el futuro pero no a la inversa.

Para contrastar la causalidad de dos variables Granger, C. W. (1969, p. 428), propone *"We say that Y, is causing X, if we are better able to predict X, using all available information than if the information apart from Y, had been used"*. Además como condición; *"The definitions have assumed that only stationary series are involved"*.

Anteriormente, hemos considerado que las series no eran estacionarias, pero existía una relación de cointegración entre ambas, de esta forma podemos aplicar el test de causalidad sin incumplir el supuesto de estacionaridad en sentido amplio.

En un modelo simple de causalidad para dos variables, si los errores son ruido blanco, contrastaremos la hipótesis nula de $\sum \alpha_i = 0$, frente a la hipótesis alternativa $\sum \alpha_i \neq 0$. Para ello se estiman las respectivas ecuaciones irrestricta [1] y restringida [2].:

$$Y_t = \gamma + \sum \alpha_i X_{t-i} + \sum \beta_i Y_{t-i} + V_{1t} \quad [3]$$

$$Y_t = \gamma + \sum \beta_i Y_{t-i} + V_{2t} \quad [4]$$

Donde V_{1t} y V_{2t} son respectivamente los residuos de las ecuaciones, ambos están no correlacionados, es decir, son independientes. El valor empírico del contraste se calcula a partir de la siguiente fórmula:

Como el contraste de causalidad se realiza a partir de las regresiones restringida e irrestricta, si queremos contrastar la causalidad de X a Y, siendo X los créditos e Y la oferta monetaria tenemos que formular el sistema de ecuaciones. Además para ampliar el análisis distinguiremos de nuevo entre M1 y M3, estando ambas variables en logaritmos.

Tabla 6. Relaciones de causalidad en niveles

Dirección	Retardos									Decisión
	1	2	3	6	9	12	15	18	21	
Loans -> M1	0,009	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,001	0,005	0,007	Causalidad
Loans -> M3	0,000	0,001	0,005	0,016	0,052	0,116	0,148	0,319	0,319	Causalidad
M1 -> Loans	0,535	0,014	0,124	0,108	0,228	0,116	0,386	0,134	0,393	No hay Causalidad
M3 -> Loans	0,110	0,608	0,140	0,112	0,375	0,553	0,522	0,451	0,451	No hay Causalidad

Nota: Hipótesis nula de no causalidad. Valores inferiores a 0,1 suponen rechazar la hipótesis nula.

Fuente: Ibidem

Podemos considerar la relación de causalidad en el sentido Granger, cuando se rechaza la hipótesis nula de no causalidad, es decir, cuando los valores sean superiores a los estipulados por las tablas. Utilizando las series previamente descritas y siguiendo la metodología propuesta por Palacio-Vera (2001), en la Tabla 6 se muestran los resultados estimados para distintos retardos incluidos, asimismo se estudia también el efecto de causación inversa, contrario a la causalidad lógica, previamente descrita, que en este caso supondría que la masa monetaria causa, ayuda a predecir, el nivel de crédito y también ocurre a la inversa.

Los resultados de la estimación con los datos en niveles y logaritmos indican que se rechaza la hipótesis nula de no causalidad para todos los retardos en el caso de los créditos como causa de los agregados monetarios, i.e., dinero en lato sensu y stricto sensu, existiendo una causalidad unidireccional, ya que todas las magnitudes monetarias son causa pero no son efecto del volumen crediticio, al rechazarse los test de causalidad para todos los retardos tanto en la M3 como en la M1 (con la excepción del segundo retardo que si permite rechazar la hipótesis nula de no causalidad).

Anteriormente, se analizaron las variables en tasas de variación observándose una alta correlación tanto en diferencias como en relaciones cíclicas, se ha contrastado la causalidad desde los créditos en niveles, pero queda la cuestión si los préstamos también causan la evolución de los agregados monetarios, de forma análoga a la anterior se realizan los test de Granger para las variables en diferencias logarítmicas (Tabla 7), los resultados indican que la relación desde los créditos se mantiene en el caso de la M1 para cualquier número de retardos, como sucedía en la estimación anterior.

Por el contrario, la relación entre créditos y la M3, sólo es de causalidad para los primeros retardos pero no con un número mayor, i.e., existe una relación de causalidad en el corto plazo entre las tasas de variación, pero no existe en períodos más largos, como los datos son trimestrales no se rechaza la hipótesis nula de no causalidad a partir de un año y medio.

Tabla 7. Relaciones de causalidad en diferencias

Dirección	Retardos									Decisión
	1	2	3	6	9	12	15	18	21	
Loans -> M1	0,176	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,007	0,001	0,009	Causalidad
Loans -> M3	0,000	0,004	0,014	0,130	0,218	0,686	0,298	0,508	0,373	¿Causalidad?
M1 -> Loans	0,008	0,030	0,077	0,276	0,547	0,381	0,343	0,438	0,360	¿Causalidad?
M3 -> Loans	0,027	0,407	0,469	0,266	0,692	0,513	0,374	0,273	0,193	No hay Causalidad

Nota: Hipótesis nula de no causalidad. Valores inferiores a 0,1 suponen rechazar la hipótesis nula.

Fuente: Ibidem

De forma similar, la M1 parece causar en el corto plazo a los créditos, pero no existe una relación en el largo plazo, por el contrario, la M3 no causa (excepto con un retardo) a los créditos, por lo que claramente no hay causalidad. La fuerte vinculación entre las series analizadas, implica un incuestionable *feed-back*, la hipótesis de endogeneidad de la oferta monetaria en el largo plazo puede ser validada para las variables en niveles, pero la evidencia resultante de la inferencia en tasas de variación no es plenamente satisfactoria, existe bidireccionalidad en el corto plazo respecto al dinero en sentido estricto y sólo hay causalidad desde los créditos en el caso del dinero *lato sensu*. Como no se puede determinar una relación de causalidad de las tasas de variación de los créditos y la M3, se propone un modelo de corrección de error en el apartado siguiente.

4. Especificación y estimación del modelo VAR

La modelización de Vectores Autorregresivos (VAR) consiste en construir un modelo de ecuaciones simultáneas formado por un sistema multiecuacional de forma reducida sin restringir. La forma reducida implica que no aparecen los valores contemporáneos como variables explicativas, es decir, dependen sólo de su pasado (expresado mediante retardos, con forma de autorregresivo o AR), y de aquellas variables que se incluyan (valores exógenos, variables deterministas, etcétera). Además que se encuentre sin restringir significa que todas las variables consideradas son explicativas, expresado de otra forma, el modelo tiene tantas variables como ecuaciones.

$$X_t = \sum_{i=1}^K A_i X_{t-i} + u_t \quad [5]$$

$$A_0 X_t = \sum_{i=1}^K A_0 A_i X_{t-i} + A_0 u_t \quad [6]$$

La ecuación en forma reducida a estimar [5] se representan mediante un vector de variables X, en este caso los créditos y el agregado monetario, M3, el cual se le pueden añadir las variables deterministas de una constante. Como es habitual u es el vector de innovaciones o residuos de la regresión, por último, A_i es la matriz de coeficientes. En la ecuación [6] A_0 es la matriz de factorización mediante la cual se obtiene la forma estructural; ambas matrices. A_0 y A_i son de orden nxn donde n es el número de variables consideradas, la matriz de varianzas y covarianzas³ del VAR en forma reducida tiene $n(n+1)/2$ elementos a estimar.

3. Que son respectivamente $MVC(\eta_t) = \begin{bmatrix} (I-B_0)^{-1} \Sigma_u [(I-B_0)^{-1}]' & 0 \\ 0 & \Sigma_v \end{bmatrix}$ y, $MVC(\eta_t) = \begin{bmatrix} (I-B_0)^{-1} \Sigma_u [(I-B_0)^{-1}]' + \hat{C}_0 \Sigma \hat{C}_0' & \Sigma_v \hat{C}_0' \\ \Sigma_v \hat{C}_0' & \Sigma_v \end{bmatrix}$

La *identificación* del VAR en forma estructural es necesaria para obtener los principales resultados de Funciones de Respuesta al Impulso (IRFs) y Descomposición de la Varianza del Error de Predicción (FEVD), esta identificación se realiza mediante la ordenación de Cholesky. Con objeto de ampliar el análisis se realizan las dos ordenaciones posibles, suponer efectos contemporáneos desde los créditos hacia la M3, y en sentido inverso.

El orden del VAR va a ser el número de retardos que se incluyan en las ecuaciones, como se ha explicado es irrestricto lo que implica que en todas las ecuaciones van a aparecer como explicativas todas las variables con el mismo número de retardos. Una crítica a esta metodología es que el número de retardos que se incorporen va a determinar el resultado y, por lo tanto, no pueden elegirse como un supuesto. Para obtener el orden se utilizan los criterios de información (Tabla 8), los resultados para un máximo de cinco retardos indican claramente tres posibilidades: un VAR(1), un VAR(4) o un VAR(5). Las razón para la elegir un VAR de orden cuatro y excluir las opciones de un único y de cinco retardos es la periodicidad trimestral de las series utilizadas. Para confirmar la selección del VAR (4) se utiliza el test de Wald aplicado a la exclusión de retardos (Véanse anexos).

Tabla 8: Selección del orden del VAR

Retardos	LogL	Criterios de Selección				
		LR	FPE	AIC	SC	HQ
VAR(1)	330,720	315,770	4,70E-008	-11,197	-10,984*	-11,114
VAR(2)	337,233	11,899	4,31E-008	-11,284	-10,929	-11,146
VAR(3)	344,849	13,393	3,81E-008	-11,409	-10,911	-11,215
VAR(4)	350,552	9,6365*	3,61E-008	-11,467	-10,828	-11,218*
VAR(5)	356,020	8,863	3,44E-08*	-11,517*	-10,736	-11,214

Nota: Los criterios de información son respectivamente: el test LR modificado (nivel del 5%), el Error de Predicción Final, el criterio de Akaike, el criterio de Schwarz y el criterio de Hannan-Quinn.

Fuente: *Íbidem*

Una vez realizada la estimación es necesario confirmar que es consistente, según los resultados obtenidos (Véanse anexos), todos los test ofrecen un resultado satisfactorio tanto de normalidad residual como no autocorrelación y correlación multivariante. Como señalan Stock y Watson (2001), el uso de los VAR es muy útil para la descripción y el análisis de las series temporales, para ello es conveniente utilizar las funciones de respuesta al impulso (IRF) y la descomposición de la varianza del error de predicción (FEVD) que se obtienen mediante la transformación del VAR a su forma en medias móviles (VARMA).

En primer lugar, el principal resultado de las funciones de respuesta al impulso (IRF) es que se distingue claramente dos patrones (Tabla 9) en función de la ordenación que se realiza. Mientras que en la primera ordenación, que mantiene los efectos contemporáneos en los créditos, existe una respuesta negativa de la M3 durante el segundo año ante un shock en los créditos, este efecto negativo se deba probablemente a una corrección del estímulo inicial, a partir del tercer año mantienen una relación positiva en ambos casos. Por el contrario, desde el shock en M3 se establece claramente una relación inversa con los créditos en términos positivos y la M3 negativa, a partir del segundo hasta el cuarto año.

En el segundo caso, ordenando en primer lugar el agregado monetario, las variables mantienen una relación positiva en todos los casos (con la excepción del décimo segundo retardo en el impulso en M3), este vínculo positivo indica que el mecanismo por el cuál se transmite un shock es indiferente a la variable en el que se produzca.

Tabla 9: Funciones de respuesta al impulso

Retardo	Ordenación desde Créditos				Ordenación desde M3			
	Impulso en Créditos	M3	Créditos	Impulso en M3	Impulso en M3	Créditos	M3	Impulso en Créditos
1	0,011	0,000	0,002	0,015	0,015	0,000	0,002	0,011
4	0,022	-0,003	0,002	0,012	0,013	0,000	0,000	0,022
8	0,030	-0,003	0,011	-0,002	0,000	0,011	0,001	0,030
12	0,029	0,001	0,020	-0,005	-0,002	0,021	0,005	0,028
16	0,023	0,002	0,021	-0,001	0,002	0,020	0,006	0,022
20	0,016	0,002	0,016	0,002	0,005	0,015	0,004	0,016

Nota: La columna créditos y M3 indica la primera variable en la ordenación de Cholesky, i.e., mantiene efectos contemporáneos. La periodicidad de los retardos es en trimestres.

Fuente: Ibídem

Otro resultado es la Descomposición de la Varianza del Error de Predicción, como se aprecia en las Tabla 10, en la primera ordenación los préstamos son capaces de explicar entre un 82,12 y un 98,65% del comportamiento dinámico en 20 trimestres de la oferta monetaria, reduciéndose la capacidad explicativa de la M3 sobre sí misma rápidamente. En el segundo tipo de descomposición de Cholesky utilizada, los créditos mantienen una alta capacidad explicativa incluso eliminando los efectos contemporáneos, alcanzando un resultado similar al anterior, los créditos explican entre un 82,63 y un 97,55% del comportamiento de la M3.

Tabla 10: Descomposición de la Varianza del Error de Predicción (FEVD)

Retardo	Ordenación desde Créditos				Ordenación desde M3			
	Créditos	M3	Créditos	M3	M3	Créditos	M3	Créditos
1	100,000	0,000	2,121	97,879	100,000	0,000	2,121	97,879
4	96,380	3,620	1,326	98,674	99,416	0,584	1,013	98,987
8	97,280	2,720	22,540	77,460	79,283	20,717	0,351	99,649
12	98,416	1,584	61,103	38,897	36,522	63,478	0,863	99,137
16	98,654	1,346	77,030	22,970	21,002	78,998	1,849	98,151
20	98,650	1,350	82,120	17,880	17,367	82,633	2,445	97,555

Nota: La columna créditos y M3 indica la primera variable en la ordenación de Cholesky, i.e., mantiene efectos contemporáneos. La periodicidad de los retardos es en trimestral.

Fuente: Ibídem

En resumen, los resultados indican una vinculación entre los préstamos y los créditos; las funciones de respuesta al impulso tienen efectos mayoritariamente positivos, aunque el estímulo en los créditos tiene un efecto corrección a partir del segundo año. Además, la descomposición de la varianza indica claramente que los créditos explican en el largo plazo el comportamiento de la M3.

5. Conclusión

En este trabajo se ha ofrecido un intento de aportar confirmación empírica a la hipótesis de endogeneidad monetaria en la economía española durante el período (1980-2012) para ello se formularon las siguientes cuatro hipótesis: 1.- Las fluctuaciones de los agregados monetarios (M1 y M3) se encuentran altamente correlacionados con los préstamos del sector bancario. 2.- Se pueden estimar relaciones de cointegración entre las variables estudiadas. 3.- Existen relaciones de causalidad en el sentido de Granger desde los préstamos hacia las variables monetarias, es decir, la oferta monetaria es endógena. 4.- Durante la existencia de la UME se mantienen las relaciones previamente postuladas.

En primer lugar, se analizó la evolución de los créditos y la oferta monetaria, de tal forma, que presentan comportamientos muy similares y una alta correlación cíclica, una posible explicación se encuentra en el mismo origen de demanda de las variables, así según los planteamientos de J. M. Keynes, se establece una demanda de dinero (crédito) motivada por cuatro razones, el motivo de intercambio, el motivo de precaución, el motivo de especulación y el motivo de financiación. Por tanto, se contrasta la primera hipótesis.

En segundo lugar, mediante la metodología propuesta por Johansen se han establecido relaciones de cointegración, es decir, relaciones de largo plazo, al ser series integradas de orden uno $I(1)$. En esta misma línea se han estimado los test de Granger para las variables en niveles y en diferencias, los resultados son claros en el primer caso, existe una relación de causalidad entre los créditos y la masa monetaria. Aún así los resultados no se mantienen cuando las series están en tasas de variación, existiendo bidireccionalidad o feed-back en el corto plazo.

Por último se estima un modelo VAR para contrastar la hipótesis de endogeneidad monetaria para el caso español durante el período 1998-2012, los resultados son consistentes e indican una relación de causalidad bidireccional entre ambos (Véanse anexos), manteniéndose una fuerte vinculación entre ambas variables. Asimismo, se contrasta que los préstamos explican la FEVD del dinero entre un 82,63 y un 98,65% para una especificación de 20 períodos (trimestres) en función de la ordenación que se realice.

En cualquier caso se comprueba una que los resultados son muy superiores si se comparan con el agregado monetario prácticamente no explica el crédito en el mismo período. Respecto al efecto del shock, se comprueba que un aumento por parte de los créditos incrementa la masa monetaria, de forma fluctuante o lineal en función de la ordenación de Cholesky. Esta relación parece ser bidireccional, pues un aumento de la masa monetaria también incrementa los créditos, teniendo un efecto positivo en todo el lapso temporal considerado. De esta forma, se observa el mecanismo de transmisión de la política monetaria y de su efectividad, es decir, de la no «neutralidad monetaria».

En síntesis, de las cuatro hipótesis propuestas se contrastan para el caso español la alta correlación y el mismo comportamiento cíclico, la existencia de raíz unitaria y cointegración de las series, la relación de causalidad unidireccional desde los créditos hacia los agregados monetarios con las variables en niveles y una relación de causalidad más débil en términos de tasas de variación. Finalmente, mediante el modelo VAR se analizan los comportamientos dinámicos, concluyendo que los préstamos explican con mayor capacidad al dinero, y que shocks exógenos en las variables tienen efectos positivos en ambos casos.

6. Bibliografía

- Camarero, M.; Esteve, V. y Tamarit, C.R. (1993), “Activos de caja y endogeneidad de la oferta monetaria”, *Revista de Economía Aplicada*, vol. 1, no. 3, págs. 119-137.
- Davidson, P. (1972). Money and the real world. *The Economic Journal*, 101-115.
- Engle, R. F., & Granger, C. W. (1987). Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 251-276.
- Granger, C. W. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 424-438.
- Granger, C. W., & Newbold, P. (1974). Spurious regressions in econometrics. *Journal of econometrics*, 2(2), 111-120.
- Johansen, S. (1988). "Statistical analysis of cointegration vectors". *Journal of economic dynamics and control*, 12, 231-254.
- Johansen, S. & Juselius, K. (1990). "Maximum likelihood estimation and inference on cointegration —with applications to the demand for money". *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, 52, 169-210.
- Keynes, J. M. (1930). *Treatise on money: Pure theory of money* Vol. I.
- (1971). *A Tract on Monetary Reform*, vol. 4, *The Collected Writings of John Maynard Keynes*.
- Lavoie, M. (2011). Money, credit and central banks in post-Keynesian economics. *A Modern Guide to Keynesian Macroeconomics and Economic Policies*, 34-60.
- Lucas Jr, R. E. (1996). Nobel lecture: Monetary neutrality. *Journal of Political Economy*, 661-682.
- Moore, B. J. (1983). Unpacking the post Keynesian black box bank lending and the money supply. *Journal of Post Keynesian Economics*, 5(4), 537-556.
- Olivera Herrera, A., Rodríguez Fuentes, C. J., & Padrón Marrero, D. (2004). La endogeneidad de la oferta monetaria: teoría y evidencia empírica para la economía española. *RAE: Revista Asturiana de Economía*, (29), 91-110.
- Osiatynski, J. (1990). Volume I. *Capitalism: Business Cycles and Full Employment*. Oxford University Press.
- Palacio-Vera, A. (2001), “The Endogenous Money Hypothesis: Some Evidence from Spain (1987-1998)”, *Journal of Post keynesian Economics*, vol. 23, no. 3, págs. 509-526.
- Sawyer, M. (2001). Kalecki on money and finance. *European Journal of the History of Economic Thought*, 8(4), 487-508.
- Sims, C. A. (1972). Money, income, and causality. *The American Economic Review*, 62(4), 540-552.
- Stock, J. H. & Watson, M. W. (2001). "Vector autoregressions". *The Journal of Economic Perspectives*, 15, 101-115.

7. Apéndice

Tabla 11: Contraste residual de la estimación. Autocorrelación

Retardo	Test Portmanteau				Breusch-Godfrey	
	Q-Estadístico	P-valor	Q-Est. Ajustado	P-valor	LM-Estadístico	P-valor
1	1,195	0,000	1,216	0,000	6,622	0,157
2	2,166	0,000	2,221	0,000	3,974	0,410
3	5,340	0,000	5,569	0,000	9,596	0,048
4	15,278	0,000	16,243	0,000	12,129	0,016
5	19,506	0,003	20,870	0,002	4,956	0,292
6	25,465	0,005	27,516	0,002	6,539	0,162
7	26,147	0,025	28,292	0,013	1,053	0,902
8	28,201	0,059	30,674	0,031	2,530	0,639
9	29,490	0,131	32,200	0,074	1,382	0,847
10	32,028	0,192	35,267	0,106	2,900	0,575

Nota: Los test son respectivamente, Q: Test Portmanteau de autocorrelación residual, para 10 retardos, la hipótesis nula es no autocorrelación. LM: Test LM de Breusch-Godfrey de autocorrelación multivariante, la hipótesis nula es no correlación en serie.

Fuente: Ibídem

Tabla 12: Contraste residual de la estimación

Test	Normalidad			MARCH	
	Asimetría	Curtosis	Jarque-Bera	Sin términos cruzados	Con términos cruzados
- χ^2	2,121	15,089	14,463	40,368	126,356
- P-valor	0,346	0,001	0,107	0,775	0,622

Nota: Test de Jarque-Bera de normalidad, la hipótesis nula es existencia de normalidad. Se implementa la tres versión de Urzua. MARCH: Es el Test ARCH-LM de heteroscedasticidad con la hipótesis nula de homocedasticidad, en sus versiones sin términos cruzados (No Cross Terms, NCT) y con términos cruzados (With Cross Terms, WCT).

Fuente: Ibídem

Tabla 13: Exclusión de retardos y causalidad

Retardo	Test	Test de Wald			Granger	
		Créditos	M3	Ambos	Variable dependiente Créditos	
1	- χ^2	81,550	43,847	128,587	- χ^2	11,870
	- P-valor	[0,000]	[3,01e-10]	[0,000]		
2	- χ^2	2,859	1,214	3,825	- P-valor	[0,018]
	- P-valor	[0,239]	[0,544]	[0,430]		
3	- χ^2	9,217	0,054	9,263	Variable dependiente M3	
	- P-valor	[0,009]	[0,973]	[0,054]		
4	- χ^2	9,446	1,688	10,498	- χ^2	15,891
	- P-valor	[0,008]	[0,430]	[0,032]	- P-valor	[0,003]

Nota: En el Test de Granger la variable explicativa es la otra variable.

Fuente: Ibídem